

LA VOLATILIDAD DE LOS VALORES MOBILIARIOS EN LA BOLSA DE MADRID: ESTUDIO EMPIRICO

Domingo Blanco Rodríguez
M.^a Teresa García Merino
Juan Antonio Rodríguez Sanz

RESUMEN.—Constituye el objeto central del presente trabajo efectuar un análisis empírico de las características del mercado español de capitales, basándonos, para ello, en la estimación del coeficiente Beta como medida del riesgo sistemático de un título. Tras hacer una revisión de estudios precedentes que, en relación con el tema, han sido elaborados, hemos procedido a la contrastación del modelo de un solo índice de Sharpe. Los resultados obtenidos, para una muestra de 62 valores y un período de seis años, arrojan unos estimadores del parámetro Beta positivos para la totalidad de las empresas seleccionadas, ratificando los estudios anteriores.

Introducción

El estudio del funcionamiento de los mercados de capitales, las teorías formuladas en orden a intentar explicar el mismo, así como los contrastes empíricos llevados a cabo con objeto de comprobar hasta qué punto dichas teorías se verifican en la realidad, son cuestiones abordadas con gran frecuencia en el ámbito de la moderna teoría financiera.

El presente estudio, en este contexto, va dirigido a la contrastación, para una muestra de 62 empresas que forman parte del índice de cotización de la Bolsa de Madrid y durante el período 1983-1988, de uno de los modelos de generación de rendimientos de activos financieros más conocido como «modelo de mercado» o «modelo de un solo índice» elaborado por Sharpe (1962). Este autor consideró que las relaciones de los títulos entre sí eran medibles por la ligazón entre cada título y una magnitud agregada común para todos ellos, como puede ser el índice de mercado o de cotización bursátil¹. Dicha forma de trabajo se desarrolló en la creencia de que

1. Al objeto de homogeneizar el significado económico de la variable dependiente e in-

se reduce el número de estimaciones a llevar a cabo en la teoría de formación de carteras eficientes de Markowitz (1959). Ambas teorías se basan en la utilización de dos parámetros fundamentales para valorar un determinado título: la rentabilidad y el riesgo.

La utilización del modelo uníndice de Sharpe permite separar entre dos claros tipos de riesgo: el específico o no sistemático —que puede ser eliminado mediante una diversificación oportuna— y el sistemático o no diversificable —que no puede ser eliminado—; como es lógico, y dado que el primer tipo de riesgo es salvable, el presente estudio se centra en el análisis y estimación del riesgo sistemático para la muestra considerada. Dicho objetivo se lleva a cabo prestando especial atención al coeficiente que liga la rentabilidad de un título y el índice de mercado. Este parámetro es conocido en la literatura financiera moderna como coeficiente Beta o coeficiente de volatilidad.

Así pues, el estudio queda estructurado conforme al siguiente esquema: en un primer capítulo se analiza teóricamente el modelo de mercado de Sharpe y la significación de los coeficientes Beta; en el capítulo segundo se efectúa una recopilación de estudios empíricos anteriores realizados para el mercado español; en el tercer epígrafe se describe el tipo de variables y la metodología utilizada. De los resultados obtenidos y su análisis se ocupa el cuarto epígrafe. Un capítulo final, donde se recogen las principales conclusiones, cierra el estudio.

1. Consideración teórica acerca del modelo de mercado de Sharpe y de los coeficientes Beta

Tanto el modelo de mercado de Sharpe —posteriormente sometido a contraste empírico—, como otros que existen en el panorama de la teoría financiera actual tienen como eje central la consideración de dos parámetros fundamentales en la valoración tanto de activos financieros individuales como de carteras; estos parámetros son la rentabilidad esperada por la inversión y el riesgo que la misma comporta.

La rentabilidad de un título puede ser definida a través del siguiente índice (Suárez Suárez, 1981):

$$\tilde{R}_{it} = \frac{\tilde{D}_{it} + D\tilde{P}S_{it} + \tilde{P}_{it+1} - P_{it}}{P_{it}}$$

donde:

\tilde{R}_{it} = tasa de rentabilidad de la acción *i* durante el período *t*.

\tilde{D}_{it} = dividendo percibido por la acción *i* durante el período *t*.

$D\tilde{P}S_{it}$ = derechos preferentes de suscripción percibidos por la acción *i* durante el período *t*.

dependiente, Treynor (1965) propone sustituir el índice bursátil por una medida de su rendimiento — R_{Mt} — expresada por la diferencia entre el valor del índice al final y al principio del período considerado y dividida entre la cotización al comienzo del período.

\tilde{P}_{it+1} = cotización de la acción i al final del período t.

P_{it} = cotización de la acción i al comienzo del período t.

Dicho índice caracteriza a la rentabilidad como una variable aleatoria, puesto que sus componentes —salvo la cotización a comienzo del período— son valores inciertos dentro del período considerado. La distribución de probabilidad de esta variable aleatoria más comúnmente manejada es la distribución normal (Suárez Suárez, 1981), si bien esta hipótesis ha sido rechazada por algunos autores como Fama (1963) y Mandelbrot (1963) para mercados internacionales o Bergés Lobera (1984) para el mercado español, aunque, en este último caso al menos, con una distribución bastante próxima a la normal. Así pues, dicha variable aleatoria queda caracterizada, por un lado, por la rentabilidad esperada (esperanza) y, por otro, por la variabilidad (varianza) de dicha rentabilidad como medida fundamental del riesgo asumido por el inversor.

Las expresiones (a) y (b) recogen la rentabilidad esperada y el riesgo de una cartera en función de la rentabilidad y el riesgo de los títulos que la componen.

$$E(R_p) = \sum_{i=1}^n X_i E(R_i) \quad (a)$$

$$\sigma^2(R_p) = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n X_i X_j \sigma_{ij} \quad (b)$$

donde:

X_i = proporción del título i en la cartera p.

$E(R_i)$ = rentabilidad esperada del título i.

σ_{ij} = covarianza entre el título i y el título j.

$E(R_p)$ = rentabilidad de la cartera p.

$\sigma^2(R_p)$ = riesgo de la cartera p.

Admitiendo como hipótesis que el inversor se plantea maximizar su función de utilidad, la cual está en función únicamente de la rentabilidad y del riesgo, elegirá aquella cartera que le proporcione la mayor rentabilidad para un riesgo dado, o bien, aquella que minimice el riesgo para una determinada rentabilidad.

Es posible descomponer la variabilidad total o riesgo de una acción en dos partes fundamentales:

— Una parte, atribuible sólo a las características propias del título en cuestión y que es posible eliminar a través de una combinación adecuada con otros títulos, es decir, a través de la diversificación. Por esta razón, dicho riesgo es denominado riesgo diversificable o no sistemático de una acción.

— Una segunda parte está motivada por la relación del título i con los movimientos globales del conjunto del mercado bursátil. Dicho riesgo no puede ser eliminado por fuerte y eficiente que sea la diversificación por lo que, en teoría financiera, es conocido como riesgo sistemático o no diversificable.

Esta estructuración del riesgo es defendida por Altman y otros (1972) en su trabajo dedicado a la estimación del modelo de mercado de Sharpe para el caso francés.

Tal y como propone Mullins (1983), y dado que los inversores pueden eliminar el riesgo propio de la empresa a través de una adecuada diversificación, es perfec-

tamente lógico que no asuman dicho tipo de riesgo. Por ello, es preciso desarrollar algún tipo de modelo capaz de medir el riesgo sistemático —o relación de la rentabilidad de un título con la rentabilidad del mercado— que es el que, al fin y al cabo, se verán obligados a asumir.

Por tanto, medir el riesgo sistemático o de mercado de un título equivale a la determinación de su sensibilidad respecto a los movimientos del mercado. Esta sensibilidad es conocida como coeficiente Beta o coeficiente de volatilidad, de tal manera que cuanto más se ve afectado el rendimiento de un título por la rentabilidad del mercado mayor es su coeficiente Beta, y a la inversa, cuanto menos influyen los movimientos del mercado en la rentabilidad de un título, menor es su coeficiente Beta.

Dentro de la teoría financiera moderna han ido surgiendo tres vías alternativas para llegar a este concepto de volatilidad.

La primera de ellas, a través de un modelo de preferencia tiempo-estado, el cual, a decir del profesor Azofra Palenzuela (1987), constituye la estructura teórica más general a la hora de afrontar la valoración de títulos en un contexto de incertidumbre y equilibrio; particularmente, es utilizado un modelo de preferencia-parámetro (modalidad muy concreta de los modelos preferencia-estado) para alcanzar el concepto de volatilidad.

Una segunda línea —aunque esta vez desde una óptica eminentemente empírica— de llegar a la obtención del coeficiente Beta es a través del «modelo de mercado» de Sharpe (1963). El punto de partida de dicho modelo es la teoría de formación de carteras eficientes formulado por Markowitz (1959) y Tobin (1958), la cual, desde un punto de vista normativo, contempla el comportamiento del inversor racional cuya característica primordial es su aversión al riesgo, de forma que para que se invierta en títulos con un elevado riesgo será preciso que éstos proporcionen a su vez una elevada rentabilidad. Desde esta perspectiva, y a decir de Bergés Lobera (1984), el inversor selecciona su cartera de valores de forma que maximice la rentabilidad de la misma a la vez que minimiza el riesgo asociado a dicha rentabilidad.

El interés fundamental de la formación de carteras reside en que, al ser la rentabilidad de los títulos una variable aleatoria, sus valores fluctuarán en el tiempo de forma imprevisible y así mientras algunos elevan su cotización en cierta cuantía, otros la disminuyen, lo cual conduce a que la combinación de ellos contrarresta sus efectos o variaciones reduciéndolos hasta un cierto límite. Esto quiere decir que el riesgo asumido por el inversor se reduce si éste deposita su presupuesto en varios títulos en vez de hacerlo en uno sólo.

Por lo que a su aplicación práctica se refiere, dicho modelo supone la estimación de un gran número de parámetros —esperanzas y varianzas de rentabilidad de todos los títulos y covarianzas de los títulos entre sí—, así como la optimización de un programa cuadrático paramétrico (Suárez Suárez, 1981). Para intentar simplificar este problema surge el modelo de mercado de Sharpe (1963), cuya principal aportación reside en poder medir la interrelación entre los diversos títulos, a través de una relación lineal común, con una magnitud agregada como es la rentabilidad del mercado. Dicho modelo es formulado a través de la siguiente expresión:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

donde:

R_{it} = tasa de rentabilidad de la acción i durante el período t .

R_{Mt} = tasa de rentabilidad del mercado para el período t .

β_i = riesgo sistemático o coeficiente de volatilidad del título i , que mide las fluctuaciones de dicho valor en relación con las fluctuaciones del índice general del mercado.

ε_{it} = error o perturbación aleatoria que cumple las hipótesis del modelo de regresión lineal general clásico y que incluye todos aquellos factores individualmente irrelevantes que influyen en R_i y que son independientes del mercado; su varianza es indicador del riesgo no sistemático o característico del título i .

α_i = término constante, expresión de la rentabilidad de un título cuando no hay dependencia con la rentabilidad de mercado.

Así, el riesgo de una acción i está definido por el coeficiente β_i y por el error aleatorio ε_{it} (Altman y otros, 1972). De esta manera, y operando con la expresión anterior, el riesgo total de un título puede ser expresado como:

$$\sigma_i^2 = \text{Var}(R_{it}) = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

donde claramente se observan los dos tipos de riesgo antes mencionados. Trasladando este modelo a la valoración de carteras, vendría formulado de la siguiente manera:

$$R_{pt} = \alpha_p + \beta_p R_{Mt} + \varepsilon_{pt}$$

Suponiendo que esta cartera estuviese compuesta por N títulos en igual proporción ($1/N$), la rentabilidad y el riesgo de la cartera vendrían dados, según Suárez Suárez (1981), por las siguientes expresiones:

$$R_p = \sum X_i (\alpha_i + \beta_i R_M + \varepsilon_i) = \sum 1/N \alpha_i + \beta_p R_M + \sum 1/N \varepsilon_i$$

donde $\beta_p = \sum 1/N \beta_i$

$$E(R_p) = \sum 1/N \alpha_i + E(R_M) \sum \beta_i 1/N$$

$$\sigma^2(R_p) = \beta_p^2 \sigma^2(R_M) + \sum 1/N^2 \sigma_i^2 = \beta_p^2 \sigma^2(R_M) + 1/N^2 \sum \sigma_i^2$$

De nuevo el riesgo aparece descompuesto en dos, si bien, el segundo tipo de riesgo —no sistemático— y a medida que crece el número de títulos incluidos en la cartera, va aproximándose a cero, es decir, se va eliminando dicho riesgo, lo cual ratifica la idea de que es el riesgo sistemático, medido a través del coeficiente Beta, el que debe ser objeto fundamental de análisis.

Así, según Mullins (1983), un coeficiente Beta próximo a uno significaría que la tasa de rendimiento de un título aumenta o disminuye en proporción idéntica a los cambios en la rentabilidad del mercado, es decir, el título se mueve aproximadamente igual que lo hace el índice general del mercado, tiene su misma volatilidad. Una Beta menor que uno significaría que el título oscila en una proporción inferior a la que lo hace el índice bursátil, y por ello supondría un menor riesgo y una volatilidad inferior. Por el contrario, una Beta mayor que uno significaría una fluctuación superior —tanto al alza como a la baja— del título respecto a la cartera de mercado y, por tanto, un gran riesgo sistemático y una mayor volatilidad.

La tercera y última alternativa, de naturaleza teórica, es la que, partiendo así mismo del modelo de selección de carteras de Markowitz, considera en la formación de éstas la posibilidad de incluir activos sin riesgo y, por tanto, con rentabilidad inferior. A través de la consecución de un equilibrio general del mercado, la rentabilidad para un título determinado viene formulada por la siguiente expresión (Lintner, 1965):

$$E(R_i) = R_f + \beta_i [E(R_M) - R_f]$$

donde:

$E(R_i)$ = rendimiento esperado de la acción i .

R_f = tasa de rendimiento para activos libres de riesgo.

$E(R_M)$ = rendimiento esperado para el conjunto del mercado de valores, igual a la covarianza entre R_i y R_M dividida entre σ_M^2 .

β_i = coeficiente Beta del título i .

Del modelo expuesto cabe concluir que el rendimiento esperado para un determinado título es igual a la tasa libre de riesgo más una prima con la que se compensa al inversor por asumir el riesgo relativo al mercado. El riesgo no sistemático, como es lógico, no aparece recogido en el modelo debido a que la diversificación, al alcance de todo inversor, es capaz de eliminarlo.

Como puede observarse, el CAPM es un modelo de expectativas no directamente observables (Bergés Lobera, 1984), por lo que hemos de plantear la hipótesis de que la distribución de probabilidad para la serie R_i a priori se corresponde con la distribución de valoraciones ex-post (teoría de expectativas racionales); esto quiere decir que la única validación posible de este modelo ha de tener lugar sobre el pasado y no sobre su cumplimiento futuro (Mullins, 1983). En la práctica esto supone estimar el coeficiente Beta a través del modelo de mercado de Sharpe —equivalente al CAPM—; estos estimadores se utilizan ex-post para contrastar la validez del modelo de equilibrio de activos financieros.

2. Estudios empíricos anteriores

Hasta la fecha se puede calificar como de escaso el número de estudios que, con objeto de analizar las características del mercado de capitales y, más en concreto, con el ánimo de efectuar una estimación del riesgo sistemático —coeficiente Beta— para los títulos que cotizan en el mercado bursátil, se han llevado a cabo para el caso español. De todos ellos se hace un breve resumen a continuación, con el fin de obtener una visión lo más general posible de los resultados obtenidos hasta el momento sobre los citados aspectos.

En este sentido, Bergés Lobera (1984), trata de comparar el comportamiento del mercado español con tres de los mercados financieros internacionales más importantes, como son el de Estados Unidos, Canadá e Inglaterra. La muestra utilizada ha sido de 62 títulos que cotizaron en la Bolsa de Madrid durante 27 años —desde 1955 a 1982—, y para las que se utiliza la rentabilidad mensual medida a través de la rentabilidad correspondiente al último día del mes. Como medidas fundamentales de dicha rentabilidad se destacan la rentabilidad media para el conjunto del período analizado, la varianza y el coeficiente de asimetría. La rentabilidad de mercado es calculada como la media ponderada de las rentabilidades mensuales de los 62 títulos; esta ponderación se realiza en función de los valores de capitalización bursátil al comienzo de cada año. Posteriormente, es contrastada la hipótesis de normalidad en la evolución de las cotizaciones bursátiles a lo largo del tiempo. Para el caso español, y con los datos utilizados, se concluye que las rentabilidades siguen un tipo de distribución más asimétrica hacia la derecha que la distribución normal.

A continuación, se procede a la estimación del modelo de índice simple de Sharpe para el período y muestra antes mencionados. Las estimaciones efectuadas para el

coeficiente Beta, resultan ser altamente significativas y de signo positivo, por lo que, en principio, cabe colegir una contrastación positiva del modelo de Sharpe, al menos para la muestra utilizada. El término independiente no resultó ser significativamente distinto de cero. La proporción de la varianza de la rentabilidad de un título que queda explicada con la variación de la variable exógena —rentabilidad del mercado—, resultó ser para los títulos españoles, y por término medio, de un 32%. Sin embargo, la estabilidad de estos coeficientes a lo largo del período considerado es rechazada mediante la aplicación de un test de Chow.

Posteriormente, se procede al contraste del modelo de valoración de activos financieros (CAPM) y del modelo de valoración por arbitraje (APT), cuyos resultados no se analizan aquí dado que no es el objeto principal de este estudio.

Con un propósito similar, Gómez Bezares (1989) utiliza como muestra los 24 valores más importantes que cotizan en la Bolsa de Bilbao según su frecuencia de contratación. En él se establece como unidad temporal de referencia la semana; para este período son calculados de 1980 a 1987 las rentabilidades de los 24 títulos.

La rentabilidad de mercado semanal es una media ponderada de las rentabilidades semanales de los 24 títulos en función de los valores de capitalización bursátil a comienzo de cada año.

El modelo de mercado de Sharpe es contrastado regresando para cada título la serie de las rentabilidades del mercado, supuesto que la perturbación o error aleatorio —riesgo propio o no sistemático— cumple la hipótesis de normalidad de un modelo de regresión lineal general clásico. Esta regresión se efectúa para los subperíodos 80-85 y 86-87 y para el período conjunto 80-87, dado que este autor tiene en cuenta la posible existencia de un importante cambio estructural en 1986, al concurrir las circunstancias de la incorporación de España a la CEE y la entrada a gran escala de la inversión extranjera en nuestro país, como es puesto de manifiesto por la diferente variabilidad de la rentabilidad del mercado en cada uno de los subperíodos. Los resultados de las estimaciones efectuadas muestran unos estimadores de los coeficientes Beta de nuevo positivos y altamente significativos, aunque son algo mejores para el período conjunto y para el primer subperíodo.

Un resultado observado es la peor significación de los parámetros y, por lo tanto, la baja correlación entre rentabilidades de los títulos y del mercado para valores cuya ponderación ha sido baja, lo que puede estar motivado, según el propio autor, por la propia forma de calcular la rentabilidad de mercado.

A pesar de ello, parece contrastarse de forma positiva la idea de riesgo sistemático incorporada en el modelo de Sharpe. De nuevo la estabilidad de los parámetros a través del tiempo es rechazada a través de la aplicación de un test de Chow.

Posteriormente, es contrastado el CAPM y el APT.

Finalmente, utiliza un modelo factorial con cinco variables explicativas, para explicar la generación de la rentabilidad en los títulos. El modelo resultó ser más explicativo que el modelo de mercado, si bien, el primer factor explica gran parte de dicho proceso, restando importancia al resto.

A través de diversos análisis de correlación entre este factor y la rentabilidad de mercado, se refleja aproximadamente lo mismo que el modelo de un solo índice de Sharpe.

Rodríguez Castellanos (1989), para una muestra de 24 títulos también para la Bolsa de Bilbao, tras caracterizar el mercado bursátil bilbaíno como un mercado polarizado

y estrecho², contrasta el modelo de generación de rendimientos de Sharpe y, por lo tanto, el riesgo sistemático para el espacio temporal posteriormente indicado tomando como período de referencia la semana. Al igual que en trabajos anteriores una aproximación a la cartera de mercado se realiza a través de la consideración del índice de cotización bursátil que incluye 24 títulos de la muestra. De nuevo, los estimadores de los coeficientes Beta resultaron ser positivos y significativos, aunque también se observa una correspondencia entre valores de un riesgo sistemático bajo —Beta aproximadamente igual a uno— y un elevado coeficiente de determinación (R^2) con valores cuya ponderación en el índice considerado es alta, y un perfil opuesto para aquellos con un índice bajo de ponderación.

La estimación es efectuada también para cada uno de los subperíodos (80-85 y 86-87), siendo el porcentaje explicado de variación de rentabilidad del título por la variable exógena mayor en el segundo período (40%) que en el primero (30%).

Posteriormente se amplía el modelo de índice único introduciendo en la estimación del modelo un índice sectorial correspondiente al sector de actividad en el que el título está situado. Los resultados de esta formulación parecen apoyar la necesidad de contar con este tipo de variable.

En un segundo caso se plantea un modelo multifactorial de generación de rendimientos, característico de la teoría de la valoración por arbitraje (APT). Para este modelo el primer factor resulta ser igualmente el que explica la parte más significativa de la varianza total; de nuevo este factor viene a explicar aproximadamente lo mismo que el modelo de mercado, ya que su coeficiente de correlación con el índice de mercado es próximo a la unidad.

En último lugar se realiza la contrastación del modelo de equilibrio de activos financieros para la muestra y período analizados.

Por su parte, Grande Esteban (1982) plantea de una forma especial el pago de dividendos y las ampliaciones de capital, a través de sendas variables ficticias, encontrando que tal inclusión mejora en general los resultados de la estimación efectuada para el modelo de mercado: una mejor explicación de la rentabilidad del título —medido a través de la R^2 —, de los estadísticos t de los coeficientes de la regresión, así como una disminución importante de la autocorrelación.

Un resultado así mismo destacable, que viene a confirmar conclusiones obtenidas en anteriores trabajos, es la inestabilidad a lo largo del tiempo del coeficiente Beta estimado.

Posteriormente, Grande Esteban (1986) realiza una estimación de coeficientes de volatilidad, para 22 valores de la Bolsa de Bilbao y sobre rendimientos de 100 sesiones consecutivas, obteniendo resultados similares a trabajos precedentes, aunque con coeficientes de determinación bajos, excepto para las acciones eléctricas (citado por Rodríguez Castellanos, 1989).

Es preciso tener en cuenta que, en los cuatro últimos trabajos mencionados, se opera con una muestra de títulos más bien escasa e integrante de un mercado bursátil

2. Según Rodríguez Castellanos (1989), se puede calificar a un mercado bursátil de estrecho cuando concurren alguna de las siguientes circunstancias:

- escaso número de títulos cotizados
- reducido volumen de contratación por título
- falta de liquidez y contratación poco frecuente.

Según el mismo autor, un mercado bursátil se considera polarizado cuando se da una concentración de la actividad, medida en términos de contratación y volumen de negociación, en unos pocos valores.

polarizado y estrecho. La consecuencia fundamental, de cara a la estimación del modelo de Sharpe, es el peligro de que la cartera de mercado no sea verdaderamente eficiente al no estar convenientemente diversificada. Por ello es oportuno incluir en la estimación un índice sectorial (Grande Esteban, 1986) que haga más eficiente esta diversificación.

De los trabajos anteriormente citados se concluye la gran inestabilidad de los coeficientes Beta a lo largo del tiempo, por lo que constantemente deben ser revisados si se desea tener un mínimo de garantía a la hora de que un inversor realice la adecuada selección de títulos y formación de carteras (Grande Esteban, 1982, Altman, 1974) de forma adecuada. Por esta razón, el interés del presente trabajo está en efectuar una estimación de coeficientes Beta para los últimos 6 años (1983 a 1988). Destaca, así mismo, la elección de una muestra amplia (62 empresas) y pertenecientes a un tipo de mercado en el que la cotización es muy frecuente y su volumen de contratación bastante elevado, lo cual hace pensar en unas condiciones favorables para la contratación de hipótesis formuladas desde la teoría financiera.

3. Diseño muestral y metodológico

Siendo el propósito del presente trabajo analizar el funcionamiento del mercado de capitales, la obtención de unos resultados generalizables, con un cierto grado de fiabilidad, hace necesario el análisis de una extensa muestra de valores.

Partimos de los datos semanales para un período de seis años (1983-1988) y una muestra de 62 empresas las cuales han sido seleccionadas por constituir un bloque formante del índice de la bolsa de Madrid —integrante de otro más amplio— que ha permanecido constante a lo largo del citado período³.

Las fuentes secundarias utilizadas para la recopilación de los datos históricos necesarios han sido: el servicio de estudios de la Bolsa de Madrid y la información semanal de valores del banco Hispanoamericano y del banco Bilbao-Vizcaya.

Con el fin de contrastar el modelo de un solo índice, propuesto por Sharpe, ha sido necesario el tratamiento de la información disponible. Así, la rutina seguida en la investigación empírica comienza por el cálculo de las rentabilidades semanales para cada empresa y las rentabilidades de mercado, variables integrantes ambas del citado modelo.

El modelo a estimar, para realizar el análisis de los datos y contrastar la significación o diferencias que se obtendrían utilizando diferentes muestras o variando las condiciones o integrantes, queda explicitado de la siguiente forma:

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}$$

donde:

R_{it} = rentabilidad del título i para la semana t .

α_i = término constante, expresión de la rentabilidad de un título cuando no hay dependencia con la rentabilidad de mercado.

β_i = coeficiente de volatilidad.

3. Creemos conveniente advertir que, aunque Fecsa, Rentisa y Popularinsa no cumplen exactamente las características mencionadas, han sido incluídas por consideraciones muestrales oportunas.

R_{Mt} = rentabilidad de la cartera de mercado para la semana t.

ϵ_{it} = perturbación aleatoria.

Las rentabilidades semanales de cada título van a ser variables endógenas y su cálculo respondería a la siguiente fórmula (Gómez Bezares, 1989):

$$R_{it} = \frac{C_{it} - C_{it-1} + d_{it} + D_{it}}{C_{it-1}}$$

donde:

C_{it} = cotización final de la semana en pesetas⁴.

C_{it-1} = cotización inicial de la semana —final de la anterior— en pesetas.

d_{it} = derechos vendidos o ejercidos en la semana t, en pesetas.

D_{it} = dividendos cobrados en dicha semana, en pesetas.

Las rentabilidades de mercado semanales han sido obtenidas a partir de la siguiente relación:

$$R_{Mt} = \sum_{i=1}^{\omega} P_{it} R_{it} \quad t = 1, 2, \dots, 306$$

donde:

R_{Mt} = rentabilidad de la cartera de mercado para la semana t, en pesetas.

R_{it} = rentabilidad del título i para la semana t, en pesetas.

$$P_{it} = p_{it} \left(100 / \sum_{i=1}^{\omega} p_{it} \right)$$

donde:

P_{it} = ponderación de la empresa i, para nuestro estudio, en el año t.

p_{it} = ponderación de la empresa i, en el mercado de valores de Madrid, en el año t.

$\sum_{i=1}^{\omega} p_{it}$ = suma de la ponderación de los títulos integrantes del estudio.

La estimación de los parámetros del modelo planteado se realiza mediante aplicación de M.C.O., suponiendo que los residuos cumplen la hipótesis de normalidad, incorrelación y homocedasticidad.

4. La cotización final de la empresa, en pesetas, ha sido calculada multiplicando el valor bursátil del título por el nominal del mismo.

4. Resultados empíricos

Los resultados empíricos obtenidos, estimaciones de los parámetros del modelo propuesto, estadístico t de Student de los parámetros $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ y coeficiente de determinación, vienen recogidos en los cuadros finales.

Se observa que, como medida del riesgo, Beta parece estar relacionada con las rentabilidades pasadas, adoptando un valor positivo para todos los títulos integrantes de la muestra, oscilando en un intervalo de 0.6 a 1.3 para la mayoría de ellos; dicho coeficiente de volatilidad está próximo a uno, según se desprende de los resultados, para 13 de las empresas analizadas (ver cuadro 1), en las que no se da una definición sectorial clara. Estos títulos pueden denominarse normales ($\hat{\beta} \approx 1$), es decir, son aquéllos que a una variación dada en la rentabilidad de mercado responden con una oscilación aproximadamente igual en su rentabilidad.

El cuadro 2 presenta el conjunto de empresas poco volátiles o defensivas ($\hat{\beta} < 1$); los sectores más destacados integrantes de este grupo son el bancario (50%) e inversión inmobiliaria (75%), siendo la presencia del resto de sectores puntual. Son títulos que responden con baja inercia a las fluctuaciones de la rentabilidad del mercado, ya que una determinada variación en ésta implica una de orden menor en las rentabilidades de los títulos.

Solamente B. Bilbao, B. Andalucía, Cartisa, Invasa, Rentisa y E. de Oxígeno presentan una volatilidad inferior a 0.5; a un nivel de confianza del 95% el coeficiente del B. Andalucía no sería significativamente distinto de 0, aunque sí lo sería al 90% de confianza.

Los valores muy volátiles o agresivos ($\hat{\beta} > 1$) son mostrados en el gráfico 3. Son mayoritariamente títulos pertenecientes a los sectores del automóvil (100%), papeleras (100%), construcción (83%), químico (70%), alimentación (66.6%), eléctrico (66.6%); siendo los otros valores menos relevantes. Sus rentabilidades son muy sensibles a las oscilaciones en la rentabilidad del mercado, pues a una variación determinada en ésta responden con una de orden mayor en sus rentabilidades.

Concluiremos diciendo que el coeficiente β es altamente significativo, no siendo, en ningún caso, el estadístico t inferior a 4.90, salvo en B. Andalucía y E. de Oxígeno, hecho que también se constata en los estudios precedentes realizados con el mismo objeto. Es interesante destacar la no existencia de coeficientes Beta negativos, lo cual significa que los títulos analizados no presentan tendencia opuesta al mercado o que su rentabilidad no se encuentra negativamente correlacionada con la de mercado. Desde el punto de vista de la diversificación, los títulos con coeficiente Beta menor que uno son los que más y mejor contribuyen a la disminución del riesgo sistemático de una cartera. Una posible explicación podría encontrarse en el hecho de que las empresas para las cuales se han calculado las Betas coincidan con las utilizadas para el cálculo de las rentabilidades de mercado, ya que integran el conjunto de empresas con mayor volumen de contratación. Esta característica supone una estabilidad en el comportamiento de dichas empresas a través del tiempo, por lo que la posibilidad de encontrar comportamientos fuertemente anómalos, con respecto a la evolución del mercado, sería reducida para la muestra utilizada. Lo cual no implicaría su inexistencia para otros valores y otros períodos no considerados.

Por lo que se refiere al coeficiente α , los resultados de la estimación ponen de manifiesto que sólo es significativamente distinto de cero a un nivel de confianza del 95% para el 20% de las empresas estudiadas. Este resultado difiere de los obtenidos en estudios anteriores, en los que dichos coeficientes se habían mostrado no significativos para todas las empresas.

La última columna de la tabla muestra el coeficiente de determinación. Dicho estadístico es superior a 0.30 en el 50% de los casos y superior a 0.50 en un 10% de los mismos.

De esta forma la proporción de varianza de la variable endógena (R_{it}) que es explicada por su relación con la exógena (R_{Mt}) es, en promedio, un 29.7% para los 62 títulos del estudio o, lo que es lo mismo, los movimientos individuales de los títulos explican un 71.8% de la varianza frente a un 28.2% que es explicada por los movimientos del mercado. Desde esta perspectiva, el coeficiente de determinación (R^2) se constituiría en uno de los puntos de referencia para observar la relación existente entre el riesgo no sistemático con respecto al sistemático.

La bondad del ajuste del modelo estimado para el período analizado puede considerarse similar a la obtenida en otros estudios realizados con anterioridad para la bolsa de Madrid y de Bilbao.

5. Conclusiones

El examen del comportamiento, a través de los coeficientes de volatilidad, seguido por los valores bursátiles ha sido el objeto del estudio que se ha llevado a cabo estimando, por el procedimiento de mínimos cuadrados ordinarios, el modelo de un solo índice de Sharpe.

Los resultados empíricos, que nos proporciona la estimación del modelo, suministran unos estimadores $\hat{\alpha}$ y $\hat{\beta}$ y un coeficiente de determinación (R^2) que se asemejan a los de estudios realizados con anterioridad. El coeficiente de volatilidad Beta estimado resulta ser positivo y significativamente distinto de cero y para el estimador del término independiente ($\hat{\alpha}$) su significación es mayoritariamente rechazada. La bondad del ajuste, evaluada a través del coeficiente de determinación, puede ser considerada como punto de referencia de la relación existente entre el riesgo sistemático y el no sistemático.

Es posible señalar que la rentabilidad se ajusta a lo que el modelo predice: la relación, como ya se dijo, positiva; a un alto riesgo corresponde una rentabilidad elevada, y a un riesgo bajo, una rentabilidad baja.

El modelo planteado es una de las vías de aproximación al cálculo del citado coeficiente. Su conocimiento, naturaleza y significado desde otras perspectivas es tarea a realizar en un futuro próximo estimando otros modelos e integrando otras variables, como la rentabilidad sectorial. Nos planteamos de esta manera contribuir a la consideración de la volatilidad de los títulos como un instrumento más en la toma de decisiones de inversión en valores de renta variable.

CUADRO 1 ($\beta \approx 1$)

	β_i	$t(\beta_i)$	α_i	$t(\alpha_i)$	R^2
B. E. de Crédito	1.010	16.15	0.010	0.05	0.461
B. Vizcaya	0.945	17.77	0.278	1.59	0.509
B. Fomento	0.982	11.21	-0.042	-0.14	0.292
B. Intercontinental	1.094	15.60	0.263	1.14	0.444
Hidro-Cantábrico	0.980	11.41	-0.051	-0.18	0.300
Tabacalera	1.008	10.98	0.346	1.15	0.284
P. Valderrivas	0.950	9.51	0.441	1.34	0.229
Cría. Española	0.986	10.22	0.539	1.70	0.256
I. Metropolitana	1.064	11.39	0.012	0.03	0.299
Popularinsa	0.904	10.53	0.377	1.40	0.317
Telefónica	1.046	21.37	-0.144	-0.90	0.600
La U. y El Fenix	1.059	9.85	0.258	0.73	0.241
C. Aux. Friles.	1.022	6.91	0.215	0.44	0.136

CUADRO 2 ($\beta < 1$)

	β_i	$t(\beta_i)$	α_i	$t(\alpha_i)$	R^2
B. Andalucía	0.129	1.57	0.464	1.72	0.008
B. Bilbao	0.489	7.69	0.534	2.56	0.162
B. Central	0.710	14.31	0.151	0.92	0.402
B. Exterior	0.842	11.86	-0.071	-0.30	0.309
B. Pastor	0.751	9.78	-0.162	-0.64	0.239
B. Santander	0.597	14.52	0.311	2.30	0.409
F. Eléc. Cataluña	0.622	9.25	-0.251	-1.14	0.219
Ebro	0.741	7.28	0.668	2.00	0.148
Bansaliber	0.832	10.96	0.423	1.70	0.283
Cartisa	0.480	5.54	0.578	2.03	0.091
Fibansa	0.612	7.57	0.562	2.12	0.158
Invatisa	0.409	5.23	0.731	2.85	0.082
Rentisa	0.472	4.91	0.477	1.32	0.106
U. Europea de Inv.	0.785	8.39	0.261	0.85	0.188
E. de Oxígeno	0.146	1.78	0.788	2.92	0.010
Petromed	0.807	9.95	0.547	2.06	0.245
Zardoya Otis	0.522	5.67	0.549	1.82	0.095

CUADRO 3 ($\beta > 1$)

	β_i	$t(\beta_i)$	α_i	$t(\alpha_i)$	R^2
B. H. Americano	1.129	16.20	-0.227	-0.99	0.463
B. P. Español	1.106	19.46	0.102	0.54	0.554
Hidro-Española	1.135	18.49	-0.230	-1.14	0.529
Iberduero	1.114	16.98	-0.869	-0.40	0.486
Sevillana	1.156	17.06	-0.338	-1.52	0.489
Unión-E.-Fenosa	1.168	17.56	-0.297	-1.36	0.503
El Aguila	1.281	10.47	0.084	0.21	0.265
Azra. de España	1.256	10.42	0.496	1.25	0.263
Finanzauto	1.124	12.65	0.310	1.06	0.344
Asland	1.149	13.56	0.290	1.04	0.377
Uralita	1.334	13.25	0.689	0.20	0.366
C. y M.Z.O.V.	1.298	12.22	-0.145	-0.41	0.329
Dra. y Construc.	1.339	15.38	-0.184	-0.64	0.437
Urbis	1.602	12.49	0.570	1.35	0.339
Renta Inmobiliaria	1.281	8.69	-0.210	-0.43	0.199
Vallehermoso	1.603	14.81	-0.206	-0.05	0.419
General de I.	1.165	12.80	0.129	0.43	0.350
Papelera Española	1.416	8.97	0.703	1.36	0.209
Sarrió	1.479	11.41	0.565	1.33	0.299
Cros	1.501	10.21	0.450	0.93	0.255
E. I. Aragonesas	1.498	13.64	0.145	0.40	0.379
E. de Petróleos	1.297	14.84	0.137	0.47	0.420
Sniace	1.362	8.58	0.197	0.37	0.195
U. E. Río Tinto	1.553	9.88	0.409	0.79	0.243
Cpción. Mapfre	1.176	8.31	0.340	0.73	0.186
Ponferrada	1.162	8.67	-0.401	-0.91	0.198
A. H. Vizcaya	1.226	6.97	0.461	0.80	0.137
Duro Felguera	1.293	12.04	0.326	0.92	0.322
Tubacex	1.683	12.14	-0.150	-0.33	0.326
Acumulador Tudor	1.259	13.38	-0.219	-0.71	0.370
Fasa Renault	1.414	11.52	-0.055	-0.13	0.304
N. M. Ibérica	1.642	12.65	0.000	0.00	0.345

Bibliografía

- Aftalión, F. y Viallet, C. (1977): *Théorie du Portefeuille*, Ed. PUF. París.
- Altman, E. (1974): «La stabilité du coefficient bêta», *Analyse Financière*, núm. 18, primer trimestre, págs. 43-53.
- Altman, E.; Jacquillat, B.; Levasseur, M. y Raud, M. (1972): «Le modèle de marché aide-t-il à la prévision des cours?», *Analyse Financière*, núm. 9, segundo trimestre, págs. 1-11.
- Azofra Palenzuela, V. (1987): *La estructura de capital de la empresa: factores explicativos*. Secretariado de Publicaciones, Universidad de Valladolid.

- Bergés Lobera, A. (1984): *El mercado español de capitales en un contexto internacional*, Ministerio de Economía y Hacienda. Madrid.
- Brealey, R. y Myers, S. C. (1988): *Fundamentos de Financiación Empresarial*, Ed. McGraw-Hill. Madrid.
- Fama, E. F. y Miller, M. H. (1972): *The theory of Finance*, Dryden Press, Hillsdale. Illinois.
- Fama, E. F. (1963): «Mandelbrot and the Stable Paretian Hypothesis», *Journal of Business*, vol. 36, núm. 4, octubre, págs. 420-429.
- Francis, J. C. y Archer, S. H. (1977): *Análisis y Gestión de Cartera de Valores*, Ed. ICE. Madrid.
- Gómez Bezares, F. (1989): «Modelos de valoración de acciones en la Bolsa de Bilbao», *Cuadernos de Gestión*, núm. 8, marzo, págs. 103-128.
- Grande Esteban, I. (1982): «Efecto de las ampliaciones de capital y pagos de dividendos sobre la evaluación histórica del coeficiente beta», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 13, núm. 44, págs. 57-80.
- Grande Esteban, I. (1986): «Estimación de volatilidades en mercados estrechos», *Boletín de información financiera de la Bolsa de Bilbao*, núm. 18, marzo págs. 15-24.
- Jacquillat, B. y Solnik, B. (1975): *Mercados Financieros y Gestión de Carteras de Valores*, Ed. Tecnibán. Madrid.
- Leter, J.; Wanerman, V. y Kutner, M. H. (1983): *Applied linear regresion models*, Ed. Homewood, Richard D. Irwin.
- Lintner, J. (1965): «The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets», *Review of Economics and Statistics*, vol. 47, núm. 1, febrero, págs. 13-37.
- Mandelbrot, B. (1963): «The Variation of Certain Speculative Prices», *Journal of Business*, vol. 39, núm. 41, octubre, págs. 394-419.
- Markowitz, H. (1959): *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, John Wiley, Nueva York.
- Mullins, D. W. (1983): «Un modelo para la valoración del capital de la empresa», *Harvard-Deusto Business Review*, primer trimestre, págs. 100-110.
- Rodríguez Castellanos, A. (1989): «Volatilidad y equilibrio en mercados polarizados: el caso de la Bolsa de Bilbao», Ponencia presentada en el III Congreso de AEDEM celebrado en Bilbao del 22 al 24 de mayo.
- Rubio Irigoyen, G. (1986): «La crítica de Roll y la solución de Shanken: una aplicación al caso español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. 15, núm. 50, mayo-agosto págs. 381-391.
- Sharpe, W. F. (1963): «A simplified model for portfolio analysis», *Management Science*, enero págs. 277-293.
- Sharpe, W. F. (1974): *Teoría de Cartera y del Mercado de Capitales*, Ed. Deusto. Bilbao.
- Suárez Suárez, A. S. (1981): *Decisiones óptimas de inversión y financiación en la empresa*, Ed. Pirámide. Madrid.
- Tobin, J. (1958): «Liquidity Preference as Behavior Toward Risk», *Review of Economic Studies*, vol. 26, núm. 1, págs. 65-86.
- Treynor, J. (1965): «How to Rate Management of Investment Funds», *Harvard Business Review*, vol. 43, enero-febrero, págs. 63-75.